

Title	環境規制と産業の生産性
Author(s)	浜本, 光紹
Citation	経済論叢 (1998), 162(3): 51-62
Issue Date	1998-09
URL	<a href="http://dx.doi.org/10.14989/45237">http://dx.doi.org/10.14989/45237</a>
Right	
Type	Departmental Bulletin Paper
Textversion	publisher

# 經濟論叢

第162巻 第3号

- 
- アジアの成長目的と為替金融安定化政策（2）…砂 村 賢 1
- 日本アパレル上位企業の分析……………康 賢 淑 25
- 環境規制と産業の生産性……………浜 本 光 紹 51
- 自己現象からみた組織帰属意識の  
認知メカニズム……………太 源 有 63
- 日韓海峡経済圏（1）……………鄭 應 周 85

学 会 記 事

---

平成10年9月

京都大學經濟學會

## 環境規制と産業の生産性

浜 本 光 紹

### I は じ め に

環境規制は、一般的に、産業の生産性に対してネガティブな影響をもたらすと考えられている。その理由として、Jaffe et al. [1995] は次の5点を挙げている<sup>1)</sup>。第1に、環境規制が設定されると、当該期間に雇用される労働や資本は、物的生産のみならず、その一部を公害防止投資支出などの形で環境の質の改善に用いなければならない。したがって物的側面のみ計測される生産性は、規制が存在しない場合と比較した場合には低下せざるを得ない。第2に、環境対策のために変更された生産工程や操業条件が以前よりも非効率である可能性がある。第3に、公害防止投資が他の投資をクラウド・アウトする可能性がある。第4に、米国のように、旧式の生産設備に対する規制は新規設備よりも緩い規制水準が設定される場合（これは“new-source bias”と呼ばれる）、生産効率に優れた新規設備への変更を阻害する可能性がある。第5に、米国で採用されている技術指定型の直接規制は、より効率的な汚染防除技術を開発しようとする企業のインセンティブを鈍らせると考えられる。

これに対して、Porter [1991] は、環境規制が企業の技術革新を刺激し、その結果費用低減を実現して生産性を高める可能性があることを主張する<sup>2)</sup>。これは「ポーター仮説」と呼ばれているが、Porter は、その主張を支持する事

1) Jaffe, A. B., S. R. Peterson, P. R. Portney and R. N. Stavins, "Environmental Regulation and the Competitiveness of U. S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us?," *Journal of Economic Literature*, 33, 1995, pp. 132-163.

2) Porter, M. E., "America's Green Strategy," *Scientific American*, April, 1991, p. 96.

実として、厳しい環境規制が設定されたにもかかわらず日本では米国よりも高い生産性上昇率を実現し得た点を挙げている。

生産性上昇率に関する実証研究によると、米国と日本の生産性上昇率を比較した場合には、日本の方が高い数値を実現していることが示されている。例えば、Denison [1979] によると、製造業全体に関して、1973-77年の労働生産性上昇率は米国が0.3%、日本が2.7%である<sup>3)</sup>。また、Norsworthy and Malmquist [1983] によると、全要素生産性 (total factor productivity; TFP) の年平均上昇率でみると1973-78年で米国が0.38%、日本が1.64%であり、この日本の数値は石油危機以前の値 (1965-73年で0.91%) よりも高い値になっている<sup>4)</sup>。この結果は、日本の製造業が1970年代に環境規制の影響を受けながらも高い生産性上昇率の維持が可能であったことを示している。そして、その要因の1つとして「ポーター仮説」が日本の製造業に関して成立していた可能性が考えられる。この点について明らかにするためには、環境規制が生産性に与える影響に関する一般的な議論のみならず、「ポーター仮説」の当否を検証することも視野に含めて分析を行う必要がある。

浜本 [1997] は、上記の「ポーター仮説」に対して、環境規制が研究開発支出を押し上げる効果をもつ場合にその可能性があるという解釈を与え、日本の製造業に関してその検証を行った。その結果、当期の環境規制が次期の研究開発支出全体を押し上げる効果をもったことが示された。そしてこの実証結果から、環境規制への対応に伴う費用負担が契機となり、環境対策も含めた、より効率的な生産工程を模索して研究開発を行ったという企業行動を推察している<sup>5)</sup>。

3) Denison, E. F., "Explanations of Declining Productivity Growth," in: U. S. Department of Commerce (Bureau of Economic Analysis) eds., *Survey of Current Business*, Vol. 59 II, August, 1979, pp. 1-24.

4) Norsworthy, J. R. and D. H. Malmquist, "Input Measurement and Productivity Growth in Japanese and U. S. Manufacturing," *American Economic Review*, 73, No. 5, 1983, pp. 947-967.

5) 浜本光昭「ポーター仮説をめぐる論争に関する考察と実証分析」『経済論叢』第160巻第5・6号, 1997年。

本論文は、この分析の継続として、日本の製造業が厳しい環境規制の下で高い生産性上昇率を維持することが可能であった要因について検討する。ここでは、浜本 [1997] において示された企業行動を踏まえて、環境規制による生産性上昇率の低下の程度を計測するとともに、この低下を、環境規制によって押し上げられた研究開発支出全体がどの程度回復することが可能であったのか、という点に注目して実証分析を行う。

## II モデル

ここでの分析では、生産性上昇率の指標として、産出量の成長率のうち資本と労働の成長率によって説明されない部分に相当する TFP 成長率を用いる。環境規制が TFP 成長率に与える影響を推計する場合のモデル設定にはいくつかの方法が存在する。例えば、Gollop and Roberts [1983], Barbera and McConnell [1990] のように、トランス=ログ型費用関数を用いる方法も常套的分析手法の1つである<sup>6)</sup>。しかし、本論文ではモデルにおいて明示的に研究開発投資を盛り込む必要があるので、研究開発投資の収益率を推計する際に用いられるものを拡張した、以下のようなコブ=ダグラス型生産関数を設定して分析を行う<sup>7)</sup>。

$$Q = AL^\alpha K^{1-\alpha} D^\beta e^{\beta R + \eta}$$

$Q$  は生産量、 $L$  は労働投入量、 $K$  は資本投入量、 $D$  は研究開発資本投入量 (技術知識ストック)、 $R$  は環境規制の厳しさの程度を表しており、 $A$ 、 $\alpha$ 、 $\beta$ 、

6) Gollop, F. M. and M. J. Roberts, "Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation," *Journal of Political Economy*, 91, No. 4, 1983, pp. 654-674; Barbera, A. J. and V. D. McConnell, "The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects," *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, 1990, pp. 50-65.

7) 研究開発投資の収益率の推計については次を参照。後藤見『日本の技術革新と産業組織』東京大学出版会、1993年、44-48ページ。また本論文で採用するモデルについては、次の論文に用いられたモデルも参考としている。Christainsen, G. B. and R. H. Haveman, "Public Regulation and the Slowdown in Productivity Growth," *American Economic Review*, 71 (*Papers and Proceedings*) No. 2, 1981, pp. 320-325.

$\gamma$ ,  $\lambda$  は定数である。上式の両辺を  $L^\alpha K^{1-\alpha}$  で割ると,

$$Q/L^\alpha K^{1-\alpha} = AD^\gamma e^{\beta R + \lambda t}$$

この式の左辺は TFP を表しており、これを  $T$  とする。さらに上式の両辺の対数をとって時間に関して微分すると,

$$(dT/dt)/T = \gamma(dD/dt)/D + \beta dR/dt + \lambda$$

ここで,  $\gamma = \partial Q / \partial D \cdot D / Q$  より,

$$(dT/dt)/T = \partial Q / \partial D \cdot (dD/dt)/Q + \beta dR/dt + \lambda \quad (1)$$

を得る。 $\partial Q / \partial D$  は技術知識ストックの限界生産性であり、研究開発投資の(限界)収益率を表している。

ここで推定に必要なデータは、TFP の成長率  $(dT/dt)/T$ 、技術知識ストックの変化と生産量の比率  $(dD/dt)/Q$ 、環境規制の強化の程度を表す  $dR/dt$  である。このうち、技術知識ストックの変化はネットの研究開発投資として考えることができるが、その推計には技術知識ストックの陳腐化率の計測という些か困難な作業が必要となる。それを回避するために通常用いられる手段は、グロスの研究開発投資で代用する方法であり、ここでもそれにしている。また、環境規制の強化の程度を表現する代理変数として公害防止投資支出を用いる。ただし、公害防止投資の統計は投資額の調査に対して回答した企業のみに関して合計したものに過ぎないため、実態よりも過小であることが指摘されている<sup>8)</sup>。したがって公害防止投資支出が環境規制の強化の度合を表すと考えることについて問題があることは否定できない。しかし代理変数として適当な統計資料が他に見当たらないため、浜本 [1997] における分析と同様に公害防止投資によって規制の強化の程度を表現する方法を採用している<sup>9)</sup>。従属変数

8) この問題点については、次の文献において指摘されている。寺尾忠能「日本の産業政策と産業公害」(小島麗逸・藤崎成昭『開発と環境 アジア「新成長圏」の課題』第8章、アジア経済研究所、1994年)、310-311ページ。

9) 浜本 [1997] 前掲論文参照。公害防止投資支出を環境規制の代理変数として用いる方法は、次の論文でも採用されている。Jaffe, A. B. and K. Palmer, "Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study," *Resources for the Future Discussion Paper*, 95-03, 1994, Washington D. C.: Resources for the Future.

となる TFP の成長率は、次式を基にして算定される。ここで、 $\alpha$  は労働分配率、 $(1-\alpha)$  は資本分配率である。

$$(dT/dt)/T = (dQ/dt)/Q - \alpha(dL/dt)/L - (1-\alpha)(dK/dt)/K \quad (2)$$

### III データについて

サンプルとなる産業は繊維、紙パルプ、化学、石油石炭製品、窯業、鉄鋼、非鉄金属の製造業7業種で、資本金1億円以上の企業を各産業で集計した数値を用いる。

研究開発支出デフレーター等のデータの加工・作成は、後藤 [1993] の方法を参考にして以下のように行っている<sup>10)</sup>。R&D 支出のうち人件費、原材料費、有形固定資産購入費、その他経費という各項目に対応するデフレーターを、各項目の構成比率でウェイト付けして加重平均し、これを研究開発デフレーターとしている。各項目のデフレーターは、『毎月勤労統計要覧』の各産業の賃金指数、『経済要覧』の国内需要財の卸売物価指数、『国民経済計算年報』の民間企業設備投資デフレーター、『経済要覧』の総合卸売物価指数である。

資本投入量は各期首の有形固定資産額から前期の公害防止投資支出額を引き、『通産統計ハンドブック』記載の各産業の稼働率指数をこれに乗じて求めた。労働投入量は各産業について、期末の従業員数に1人当たりの年間総労働時間（『毎月勤労統計要覧』より）を乗じて算出している。労働分配率は各産業の現金給与総額と付加価値の比率とし、資本分配率は1からその値を引いた数値としている。これらを用いて、(2)式にしたがって TFP の対前年伸び率を求めから、TFP を時系列指数として表現した。この指数を用いて TFP 成長率を計算している。回帰に当たっては研究開発ラグを考慮し、例えば1973年の研究開発支出の対付加価値比率に対しては1973-76年間の TFP 成長率（この場合のもう1つの説明変数である環境規制の強化の度合についても、73-76年間の変化を用いる）が組み合わされている。したがって分析期間は、1973-79年

10) 後藤 [1993] 前掲書、56-58ページ。

の各期の研究開発支出に対応して、1973-76年から1979-82年の各期間の TFP 成長率と環境規制の強化を組み合わせた7期となっている。

研究開発支出は総理府『科学技術研究調査報告』、公害防止投資支出は通産省『主要産業の設備投資計画』、付加価値、従業員数、現金給与総額、有形固定資産額については通産省『工業統計表』企業編に記載された数値を用いている。

#### IV 推定結果と考察

先にも述べたように、TFP 成長率は、産出量の成長率のうち資本と労働の増加率によって説明されない残差部分に相当するので、景気循環などの様々な要因の影響を受けて変化すると考えられる。そのため研究開発投資の収益率を推定する際には、バイアスを出来るだけ回避するための処置として、TFP 成長率に影響を与えると考えられる R&D 以外の説明変数を追加する場合がある<sup>11)</sup>。ここでも、(1)式をそのまま用いた場合(モデルA)、説明変数として総売上高の年平均変化率を追加した場合(モデルB)、稼働率指数の年平均変化率を追加した場合(モデルC)を推定している。

前節のように7期にわたる製造業7業種に関して作成したデータを用い、3つのモデルを最小二乗法により推定した結果を第1表にまとめている。決定係数が小さいのは TFP がここで用いた説明変数以外の要因にも依存していることを示している。研究開発投資の収益率を表す回帰係数は、後藤 [1993] における分析と比較すると、より大きく表れている<sup>12)</sup>。この要因としては、後藤 [1993] の分析では企業別データを用いているのに対して、ここでは各産業の

11) 例えば次を参照。Terleckyj, N. E., "Direct and Indirect Effects of Industrial Research and Development on the Productivity Growth of Industries," in: J. W. Kendrick and B. N. Vaccara eds., *New Developments in Productivity Measurement and Analysis*, 1980, The University of Chicago Press, pp. 359-377.

12) 後藤 [1993] では、無機化学、有機化学、医薬品、ガラス、発送配電用・産業用電気機械、通信機器、自動車といった分野の企業について収益率を求め、平均値として30%台の数値を得ている。



第1表 回帰分析の結果

	モデルA	モデルB	モデルC
定数 ( $\lambda$ )	0.137767 (3.07009)	0.092114 (1.93335)	0.133112 (3.02464)
R&D 投資—付 加価値比率	0.620825 (0.696021)	0.766204 (0.892956)	0.839591 (0.951682)
環境規制の強化	-0.338097E-05 (-0.335351)	-0.652019E-05 (-0.667221)	-0.964232E-05 (-0.917487)
総売上高の年平均 変化率		0.664632 (2.23494)	
稼働率指数の年 平均変化率			-0.996515 (-1.73331)
R-Squared	0.011188	0.109979	0.073073
DW 統計量	1.89425	1.84805	1.89612

注: ( ) 内は  $t$  値。

集計データを用いている点にあると考えられる。すなわち、産業内での技術知識のスピルオーバー効果が存在するために、個別企業の収益率よりも産業全体での収益率が大きく表れることになるのである<sup>13)</sup>。推定した回帰式にデータの平均値を入れて計算すると、1973-79年の技術知識ストックの TFP 成長率への貢献度は製造業全体で20.9%であった。

環境規制の影響については、予想された符号が得られている。ここで、環境規制がどの程度の TFP 成長率の低下をもたらしているかについて、産業別および産業全体に関してモデルBの結果を用いて計算してまとめたのが第2表である。この計算は、環境規制の強化の影響を表す項が存在しない場合の TFP 成長率に比べて、それが存在する場合の TFP 成長率が何%低下したかを表している。この結果において、紙パルプが TFP 成長率を大きく低下させており、

13) R&D スピルオーバーの存在とその大きさの推計については、次のサーベイを参照。Griliches, Z., "R&D and Productivity: Econometric Results and Measurement Issues," in: P. Stoneman eds., *Handbook of the Economics of Innovation and Technological Change*, 1995, Oxford: Basil Blackwell, pp. 52-89.

第2表 環境規制による TFP 成長率の低下 (%)

繊 維	紙パルプ	化 学	石油石炭	窯 業	鉄 鋼	非鉄金属	7 業種 全体
1.02	77.78	13.53	5.40	4.46	17.22	1.60	7.60

第3表 技術知識ストックと環境規制をあわせた TFP 成長率への影響 (%)

繊 維	紙パルプ	化 学	石油石炭	窯 業	鉄 鋼	非鉄金属	7 業種 全体
11.28	400.00	36.73	3.69	23.36	-3.47	13.04	12.66

鉄鋼、化学も13-17%の低下を示している。また、ここで取り上げた製造業全体では7.6%の低下を示している。

技術知識ストックと環境規制の影響によって TFP 成長率をどの程度説明することが可能であるかを計算した結果を第3表に示す。これは、(1)式の右辺第1項と第2項に得られた回帰係数およびデータの平均値を代入し、両項を合計した値が左辺の TFP 成長率の平均値の何%に相当するかを計算したものである。この数値が正值であれば、環境規制による生産性上昇率の低下は R&D 活動によって回復されたと考えることができる。この表によると、ほぼすべての産業において、環境規制の影響による TFP 成長率の低下は研究開発投資によって回復されている<sup>14)</sup>。しかし鉄鋼業だけは規制のマイナスの影響をすべて回復するには至っていない。また紙パルプについては異常に大きな数値が表れている。これらの理由として、この計算にはすべての産業で同じ収益率(回帰係数)を用いているが、産業別にみた場合には鉄鋼業の実際の収益率はこの数値よりも大きいために、技術知識ストックの寄与度が実際よりも小さく表れたことが考えられる。ただし、鉄鋼業については、硫酸化物や窒素酸化物など、

14) 先にも触れたように、ここでの主張は、環境規制の負担を回避するために環境対策も含めた生産工程全体の効率化を目的とする研究開発によって、生産性上昇率の低下の回復を実現したというものである。ただし、実際の R&D 活動は生産工程の効率化を目的とするものに限られていないので、ここで計測した結果は上記の主張を十分支持する根拠とはなり得ないかもしれない。しかし、環境対策と生産費用低減の双方の効果をもつ生産プロセスに関する R&D 支出のみを計測に用いることはデータの制約上困難なので、ここでは R&D 支出全体を用いている。

当時最も公害対策のための技術開発の必要性に迫られていた産業であったことから<sup>15)</sup>、研究開発の内容が、直接的に収益に結び付かない公害防止技術の開発に対してウェイトが置かれていたことが要因であるとも考えられる。しかし、研究開発支出全体に占める環境対策を目的とする R&D 支出の比率は、鉄鋼業に関しては1973-82年の平均でみて化学産業とあまり変わらない<sup>16)</sup>。したがって、鉄鋼業のみが規制の影響をすべて回復することができなかった点に関して、R&D 活動の内容が公害対策に偏っていたことがその要因であるという主張には十分な根拠はない。また、紙パルプについては、鉄鋼とは逆に、実際の収益率がより小さいために技術知識ストックの影響が異常に大きくなったと思われるが、この数値をこうした理由のみから説明するのはやや無理があるかもしれない。鉄鋼や紙パルプに関して指摘されるこうした問題点について、より厳密な分析と議論を行うためには、産業別に企業レベルのデータを用いた分析を行い、各産業ごとに R&D 投資の収益率や環境規制の影響を計測する必要があるだろう。

#### V 日本と米国の生産性上昇率の差異について

ここでは、生産性上昇率の変化に寄与した要因について、米国と日本に関して比較検討してみたい。上記の分析から、日本の製造業7業種では、環境規制による TFP 成長率の低下を研究開発によって大きく回復していると言えるだろう。米国については、規制が研究開発支出を押し上げる効果をもったことが Jaffe and Palmer [1994] によって実証的に示されている<sup>17)</sup>。そこで、日米の生産性上昇率の差異を説明する要因として、環境規制の影響と研究開発投資の影響という2点について考えてみる。

環境規制については、米国企業に関して TFP 成長率の低下に対する環境規

15) この点については次を参照。浜本光紹「日本における公害防止のための公共政策に関する一考察—硫黄酸化物・窒素酸化物対策を事例として—」『調査と研究』第15号、1998年4月。

16) この比率は、総理府『科学技術研究調査報告』に記載されるデータより算定している。

17) Jaffe and Palmer [1994], *op. cit.*

制の寄与度を推計した研究をサーベイした Jaffe et al. [1995] によると、製造業に関しては8-16%という数値が得られており、特に寄与度の大きい産業としては、製紙業が30%、電力では44%となっている<sup>18)</sup>。米国と日本では環境規制の厳しさの程度や直接規制の手法（技術基準と排出基準）が異なるため、先の日本の製造業に関する数値と米国の結果を比較する際には注意を要するが、第2表に示された数値をみると、一部の業種を除いて、製造業全体としては米国より規制の影響はやや小さいと言えるだろう。日本に関して、環境規制の影響がやや控え目とも思える数値で表れている理由として、次のような点が考えられる。まず、先にも触れたように、公害防止投資支出が環境規制の強化の程度を過小に表現していることが挙げられる。またデータの制約上、対象となっている企業の規模を資本金1億円以上としたために、大企業以上に規制の影響を被っていると考えられる中小企業が含まれていないことも一因であろう。一方、研究開発の影響については、Griliches and Mairesse [1985] が、1973-80年の期間における日米の労働生産性上昇率の差を決定づけているのは、R&D 投資ではなく資本-労働比率の成長率であると指摘している<sup>19)</sup>。

これらの研究結果を総合して考えると、環境規制による生産性上昇率の低下と研究開発活動によるその回復という経路によって日本と米国の生産性上昇率の差異を説明するだけの十分な実証的根拠が得られているとは言えない。もちろん、ここで挙げた論文は環境規制の影響と R&D による生産性上昇率の回復について統一的に日米比較を行った研究ではないので、明確な主張を行うことは困難である。したがって、米国の産業に関しても、本論文と同様に環境規制と R&D の双方の生産性上昇率への影響を統一的に分析した上で、両国の比較を行う必要があるだろう。

18) Jaffe et al. [1995], *op. cit.*, pp. 151-152.

19) Griliches, Z. and J. Mairesse, "R&D and Productivity Growth: Comparing Japanese and U.S. Manufacturing Firms," *NBER Working Paper Series*, No. 1778, 1985, National Bureau of Economic Research. ただしこの論文では環境規制の影響については分析されていない。

## VI 要約および残された課題について

本論文の分析では、まず第1に、日本の製造業は環境規制によって生産性上昇率の低下という影響を受けたことが示された。そして第2に、この規制による影響は、研究開発活動を通じた生産性上昇率の増加によって回復し得たことが明らかとなった。ただし、各産業についてより厳密な分析を行うためには、産業別に企業レベルのデータを用いて分析を行う必要があるだろう。また、この論文では、環境規制と R&D 投資の影響に関する日本と米国の差異が両国の生産性上昇率の格差を説明する要因として適当であるかどうかについては明確な実証的根拠は得られていない。この点については、本論文が日本の製造業について行ったのと同様に、環境規制と研究開発投資を統合したモデルによる分析を米国についても行う必要があるだろう。これらは今後の検討課題としたい。

〈付録〉TFP時系列指数(1970年=100)

